

Article

« Électricité en Afrique et performance productive : une évaluation par les frontières »

Lucile Hofman et Patrick Plane

L'Actualité économique, vol. 77, n° 3, 2001, p. 385-408.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602357ar>

DOI: 10.7202/602357ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

ÉLECTRICITÉ EN AFRIQUE ET PERFORMANCE PRODUCTIVE : UNE ÉVALUATION PAR LES FRONTIÈRES*

Lucile HOFMAN
Patrick PLANE
CNRS - CERDI
Université d'Auvergne

RÉSUMÉ – Au milieu des années quatre-vingt, les sociétés africaines d'électricité se sont engagées dans des programmes de réforme ayant pour objet d'améliorer leur efficience productive. Douze de ces réseaux sont étudiés dans cet article. Des frontières de production paramétriques sont d'abord estimées sur données de panel. La société ivoirienne, dont la privatisation a été effectuée en 1990, révèle que cette réforme institutionnelle a aidé à accroître la performance productive tandis que le même résultat a été difficile à obtenir lorsque l'opérateur est resté totalement public.

Une analyse plus détaillée du cas ivoirien est ensuite réalisée en considérant des frontières de type DEA. Des indices de Malmquist non paramétriques sont calculés. Ils prennent en compte les dimensions économiques et sociales de l'activité du service public. L'output multiple est notamment mesuré par l'électricité produite (kWh) et le nombre de consommateurs. Une diminution de la productivité totale des facteurs (*PTF*) est mise en évidence, dont l'effet est principalement imputé au mouvement de l'efficience technique. On conclut sur le rôle potentiel de la régulation publique pour faciliter la compatibilité entre l'accès au service universel et l'objectif de profit.

ABSTRACT – In the mid 1980's, African electric companies embarked on reform programmes, intending to improve their productive efficiency. Twelve of these networks are studied in this paper. At first, parametric production frontier models are estimated on panel data. The Ivorian company, the management of which was privatised in 1990, reveals that this institutional reform helped to increase the productive performance while the same result proved to be difficult to reach where the operator remained fully government-owned.

* Les auteurs remercient de leurs suggestions Mohamed Chaffai (Université de Sfax), Marcel Dagenais (Université de Montréal) et Kristian Kerstens (Université de Lille). Ils sont également reconnaissants des commentaires critiques d'un lecteur de la revue. Ils demeurent cependant seuls responsables des erreurs que pourrait comporter le manuscrit.

A more detailed analysis of the Ivorian case is then implemented by considering DEA frontiers. Non parametric Malmquist indices are calculated taking into account the economic as well as the social dimension of a public utility. The multi-output is measured by the electricity produced (kWh) and the number of consumers. A decrease in the Total Factor Productivity (*TFP*) is highlighted, that mainly results from the movement of the technical efficiency. We conclude on the potential role of the public regulation for the compatibility of the universal access to the service and the profit objective.

INTRODUCTION

L'électricité est un bien économique essentiel pour la stimulation de la croissance. Les pays africains en font l'expérience, eux dont la faible qualité des prestations a souvent été invoquée parmi les facteurs explicatifs des contre-performances de leur système productif. Une évaluation de Kerf et Smith (1996) chiffrait, par exemple, à 2,5 % du PIB de 1993 la perte économique du Nigeria imputable aux défaillances du réseau public. Au début des années quatre-vingt, les entreprises se sont pourtant lancées dans des actions de réforme dans le but d'améliorer notamment leur efficacité économique par le biais de l'efficience technique.

Sous l'angle de ce critère d'évaluation, 12 sociétés africaines sont étudiées ici. Par leur taille et niveau de développement, elles sont assez comparables. Leur schéma organisationnel présente, par ailleurs, des analogies. En l'occurrence, sur les périodes considérées, l'ensemble des éléments de la filière, de la production à la distribution, étaient intégrés dans un monopole institutionnel (*cf.* annexe). Enfin, 11 des 12 sociétés sous revue étaient publiques dans leur mode de propriété et de gestion. Le secteur électrique ivoirien a été le seul à introduire un changement notable avec la séparation des fonctions de propriétaire et d'exploitant. En 1990, sous la forme d'un contrat d'affermage d'une durée de quinze ans, l'État ivoirien a confié la gestion du service à un groupement français constitué de EDF et de SAUR, filiale du groupe Bouygues.

Depuis une dizaine d'années, les monopoles du secteur de l'électricité suscitent des questions de fond en liaison avec l'efficacité économique. Un monopole de droit sur l'ensemble de la filière est-il encore légitime alors que l'électricité a les propriétés d'un « bien réseau » décomposable en segments d'activités dont certains sont éligibles au marché concurrentiel? De par le monde, l'éclosion de projets émanant de producteurs privés indépendants suggère une réponse plutôt négative. Une autre question va cependant nous occuper dans cet article, qui est de savoir si, du point de vue de l'efficacité productive, la réforme de ces monopoles africains a été satisfaisante et dans quelle mesure la privatisation du monopole ivoirien s'est traduite par des résultats différents de ceux obtenus par les autres réseaux.

La première section de l'article dresse un état des avancées récentes de la théorie des incitations. En privilégiant le critère de l'efficacité productive, elle établit les implications d'un assainissement conduit respectivement dans un contexte de monopoles public et privé. La seconde section est consacrée à décrire les paradigmes

concurrents dans l'art d'estimer les frontières de production et de mesurer les performances productives. La troisième section propose des applications dérivées de ces paradigmes. Des frontières paramétriques sont estimées sur le panel des réseaux africains dans le but d'identifier l'évolution et le niveau relatif des efficiences techniques. Par des frontières non paramétriques de type DEA, on a établi ensuite, par différentes mesures de l'output représentatives de la diversité des missions économiques et sociales, le niveau et l'évolution de la performance productive de l'entreprise ivoirienne privatisée. La quatrième section revient en conclusion sur les principaux enseignements de l'étude.

1. MONOPOLES, RÉGIME DE PROPRIÉTÉ ET PERFORMANCES PRODUCTIVES

Le fonctionnement des monopoles publics et des monopoles privés régulés est-il si différent qu'il faille s'attendre à des écarts significatifs de niveau et d'évolution de l'efficacité technique? Les développements récents de la théorie des contrats et des incitations ont contribué à jeter un nouvel éclairage sur la question. À la suite de travaux pionniers de Grossman et Hart (1986), puis Sappington et Stiglitz (1987), Laffont et Tirole (1993) rappellent que dans un univers de contrats complets et de constitution bienveillante, le mode de distribution des droits de propriété n'exerce pas d'effet particulier sur le bien-être social. En d'autres termes, tout arrangement contractuel concevable pour une société privée est *a priori replicable* au niveau d'une entreprise publique. Le principe d'un arbitrage institutionnel n'est donc fondé que si l'on s'écarte de ce schéma normatif de référence, soit que l'on accepte l'existence d'une information privée non contractible, soit que l'on desserre l'hypothèse sur la bienveillance de l'État (*cf.* Laffont, 1996; Laffont et Meleu, 1998).

Avec le modèle de Schmidt (1996), l'accent est mis sur la première hypothèse. L'État bienveillant est informé sur la firme publique, mais se livre à l'expropriation de son surplus pour réaliser des objectifs extérieurs qu'il faut supposer de meilleure rentabilité sociale. Le gouvernement n'étant pas en mesure de renoncer durablement à cette stratégie d'expropriation, le manager public relâche l'effort et freine l'investissement dans des actifs aisément redéployables. Il s'ensuit une efficacité productive plutôt plus faible que dans l'entreprise privée dont l'organisme de réglementation accepte de n'être qu'imparfaitement renseigné sur les coûts. Ainsi la privatisation constitue-t-elle un engagement à abandonner des rentes informationnelles au secteur privé. Ces rentes permettent de réduire les phénomènes de hasard moral dans la production et incitent à la réalisation d'investissements spécifiques, gages d'une meilleure efficacité productive. Revers de la médaille, les distorsions informationnelles sont synonymes d'une certaine inefficacité allocative qui reflète le coût de la propriété privée.

La réalité des sociétés qui nous occupent n'est pas réductible aux hypothèses de formalisation précitées. Il est un fait que l'électricité est bénéficiaire, que l'expropriation du surplus est encore d'actualité, moins sous la forme d'une captation directe par le Trésor que par des impayés de l'administration ou des pratiques de

subventions croisées et implicites à l'intérieur du secteur public. L'hypothèse d'un gouvernement bien informé sur l'entreprise va contre l'intuition. La Banque mondiale (1993) observe d'ailleurs que les entreprises « stratégiques » africaines procèdent habituellement à une reddition tardive de leurs comptes, lesquels ne sont pas systématiquement certifiés avec une périodicité régulière par des auditeurs externes.

Sur cette question de l'information et de son partage entre l'État et l'entreprise, entre le principal et l'agent, la perspective analytique de Bös et Peters (1991) est plus réaliste. On suppose que par le contrôle externe, l'information du propriétaire privé se compare favorablement à celle du bureaucrate public. Ce dernier se doit, en effet, de réduire les phénomènes de hasard moral et de sélection contraire par des incitations qui tendent à élever l'effort et à révéler l'information sur le paramètre d'efficacité réalisable. Or, les sociétés africaines sont rarement parvenues à promouvoir l'effort et la divulgation de l'information privée. Aussi la productivité des facteurs ne s'y est-elle pas toujours améliorée avec les programmes d'assainissement. Le premier contrat de plan de la Société nationale d'électricité du Sénégal (SENELEC) en témoigne. Conclu pour une période de 3 ans (1987-1989), il définissait 22 critères de performance, mais pas de mécanisme de récompense ou de sanction. Insuffisamment incités, les directeurs généraux auraient utilisé leur meilleure connaissance de l'organisation pour négocier des objectifs peu contraignants (*cf.* Banque mondiale, 1995).

Cette défaillance des incitations est souvent perçue comme une conséquence directe de la multiplicité des missions économiques et sociales assignées aux entreprises publiques. La complexité d'une fonction objectif d'« équilibre général » accroît les problèmes informationnels, en même temps qu'elle rend les tâches de supervision et d'évaluation de la performance plus ardues (Holmström et Milgrom, 1990). Même dans le cas de figure où la propriété publique permet une meilleure information transmise au gouvernement, la multiplicité des objectifs peut être à l'origine de problèmes, à commencer par un flou institutionnel qui favorise l'immixtion des politiques dans la gestion courante des affaires. Contradictoire avec le principe d'une responsabilisation du manager sur ses résultats, la démarche ne se révélera que plus dommageable à l'efficacité de la firme si les représentants de l'État ne sont pas l'incarnation de ce despote bienveillant et éclairé que postule la tradition wicksellienne.

Shapiro et Willig (1990) ont été parmi les premiers à explorer cette voie. Dans leur formalisation, l'entreprise publique est sous le contrôle d'un ministère de tutelle mieux informé sur les coûts et la demande que le législateur (*framer*), dépositaire de l'intérêt général. L'existence de cette information privée non contractible illustre un problème d'agence entre les différentes représentations de l'État et fait naître une dérive par rapport à l'objectif de maximisation du bien-être social. En l'occurrence, les autorités de tutelle ont un agenda privé de sorte que la rente informationnelle est utilisée à satisfaire des intérêts politiques immédiats, contre les intérêts de long terme de la collectivité. En séparant mieux les activités de réglementation et de production, la privatisation concourt à réduire

l'exposition aux influences intempestives des politiques (cf. Willig, 1994). En contrepartie de cet avantage, elle rend le régulateur imparfaitement informé sur les coûts et la demande. La formalisation de Shapiro et Willig (1990) conduit ainsi à choisir entre l'inefficacité publique imputable au comportement arbitraire des politiques et l'abandon au manager privé de rentes informationnelles qui constituent le prix à payer pour obtenir l'efficacité technique de l'organisation privée.

La représentation de l'État sous les traits d'une institution constituée de multiples centres de décision faiblement coordonnés s'inscrit dans la logique de « l'État mou ». Myrdal (1969) voyait dans la faiblesse de cette autorité, incapable d'arbitrer les conflits d'intérêts particuliers pour faire émerger l'intérêt général, un des principaux obstacles au développement. Soucieux de se maintenir, les dirigeants sont sensibles aux pressions de court terme de leur population et à la prévention des modes d'expression violents. Cette présence d'agendas privés éclaire la complexité de la relation entre l'économie et le politique. Elle permet la compréhension de la genèse de secteurs parapublics africains, aujourd'hui encore très étendus, alors même que les difficultés de fonctionnement de l'administration n'ont jamais laissé espérer que l'État assurerait efficacement autant de responsabilités économiques. Par le nombre croissant d'entreprises publiques, on peut dire, avec Callaghy (1990), que les politiques africains ont créé « une infrastructure pour eux-mêmes et leurs alliés ».

Sous cet éclairage, on comprend mieux la formation des sureffectifs et les conventions d'effort minimalistes, les relâchements organisationnels qui relèvent de l'*inefficience-X* étudiée par Leibenstein (1966, 1989), plutôt que de l'*inefficience* technique néoclassique, illustration des difficultés du producteur à gérer des aléas qui le condamnent à se positionner à l'intérieur de son domaine des possibilités de production. Cette endogénéisation du secteur public, selon une rationalité politique qui domine la rationalité économique, renvoie à une analyse positive du comportement de l'État qui procède de la théorie des choix publics. L'État n'est plus un « despote bienveillant », mais une collection d'agents publics animés par un objectif de maximisation de leur propre utilité.

Dans les modèles de Shleifer-Vishny (1994), puis Boycko, Shleifer et Vishny (1996), l'emploi public influence positivement la popularité des dirigeants. À ce titre, il figure parmi les arguments de la fonction d'utilité des responsables politiques. Une utilisation excédentaire de facteur travail, situation courante en Afrique, sera considérée comme la situation normale des entreprises publiques, ce qui expliquerait la faiblesse de leur efficacité technique. La privatisation change radicalement la donne. On s'attend à ce que les pressions à l'emploi y soient plus transparentes à travers le versement d'une subvention publique compensatrice. Le coût politique du transfert sera d'autant plus difficile à assumer que la politique monétaire intérieure sera plus restrictive. Dans un contexte d'ajustement structurel et d'élévation du coût d'opportunité des fonds publics, l'intuition se dégage que la privatisation devrait concourir à une amélioration de la performance technique des firmes.

2. MESURE DE L'EFFICIENCE ET PARADIGMES MÉTHODOLOGIQUES DES FRONTIÈRES DE PRODUCTION

L'efficacité technique est en soi une variable inobservable. Dans un échantillon donné, l'estimation ou le calcul d'une frontière nous en donnent une connaissance relative, moyennant une spécification qui peut être *paramétrique* ou *non paramétrique*¹. Dans le premier cas de figure, les efficacités sont pourvues de propriétés statistiques. Elles sont associées à un résidu d'estimation économétrique dont le statut varie selon la méthode adoptée. Dans le modèle déterministe, le résidu d'estimation par les MCO est totalement imputé à l'efficacité technique. Par conséquent, on ne laisse aucune place à des phénomènes aléatoires qui seraient non maîtrisables par le gestionnaire. Le résidu positif le plus élevé révèle l'observation de la firme la plus efficace. Dans le modèle à effets fixes, encore dénommé estimateur *within*, on suppose que l'efficacité de chaque entreprise est constante dans le temps et mesurable par une variable muette individuelle. Les évaluations statistiques sont alors obtenues en étalonnant ces effets fixes sur celui de la firme la plus efficace dans l'échantillon considéré. Avec le modèle à effets aléatoires, les efficacités obtenues des résidus d'estimation par les moindres carrés généralisés (MCG) sont supposées non corrélées aux régresseurs. Elles constituent une variable aléatoire dont on ne spécifie pas de distribution particulière. Elles se prêtent, par ailleurs, à un étalonnage comparable à celui évoqué pour les effets fixes (*within*).

Les frontières stochastiques sont estimées par le maximum de vraisemblance (MV) et doivent également satisfaire à l'exigence d'indépendance des efficacités par rapport aux régresseurs. Le principe d'une ventilation de l'erreur composée (ϵ_{it}) en un bruit blanc (v_{it}) classique et le terme d'efficacité (u_{it}) oblige à des choix restrictifs. Les u_{it} seront notamment supposés suivre une loi de distribution statistique particulière dont l'adoption ne sera pas toujours dépourvue de toute ambiguïté. En présence d'un échantillon ayant la configuration d'un panel, les lois de distribution peuvent toutefois se justifier empiriquement par application de tests d'hypothèses (cf. Schmidt et Sickles, 1984). Quel que soit l'estimateur préféré (*within*, MCG, MV), toutes les méthodes paramétriques rencontrent, en amont de l'estimation, le problème de la spécification d'une frontière à partir d'une technologie de production supposée commune à toutes les firmes. Cette hypothèse est *a priori* d'autant plus forte que l'échantillon des firmes est plus hétérogène. Le contexte de notre analyse appliquée ne se prête pas trop à ce cas de figure dans la mesure où nos sociétés d'électricité sont toutes localisées dans la même région.

Les frontières *non paramétriques* conduisent, pour leur part, à ne pas imposer de restriction sur la forme fonctionnelle de la technologie, mais à caractériser en amont, les propriétés mathématiques du domaine des possibilités de production

1. Pour une revue thématique de littérature, on se reportera notamment aux références bibliographiques suivantes : Schmidt et Sickles (1984), Bauer (1990), Battese et Coelli (1992, 1995), Färe, Grosskopf, Norris et Zhang (1994).

(cf. Charnes, Cooper et Rhodes, 1978). Avec DEA, la frontière est calculée par programmation linéaire et prend la forme d'un cône ou d'une enveloppe convexe de « libre disposition » suivant que les rendements d'échelle sont considérés comme constants ou variables². Les mesures établies ne nécessitent pas de se référer à un comportement d'optimisation, comme c'est implicitement le cas avec une frontière paramétrique qui normalise les observations en fonction de la plus efficace d'entre elles. Surtout, la méthode non paramétrique autorise la prise en compte de plusieurs outputs aux pondérations déterminées par la programmation linéaire, non influencées par un système de prix dont il faudrait supposer qu'il est optimal et exogène. En contrepartie de ces avantages, les *inefficiences* calculées n'ont pas de propriétés statistiques. Elles sont obtenues avec une sensibilité à la présence d'aléas classiques, sensibilité également à des erreurs de mesure et à des observations aberrantes qui peuvent, le cas échéant, servir de référents (pairs) dans le calcul et l'étalonnage des performances de l'échantillon³.

Sur les réseaux africains qui nous occupent, des applications des deux techniques de calcul de frontières sont proposées. Sur l'ensemble du panel, le *modèle paramétrique* est adopté. Le croisement des firmes et des années produit une centaine d'observations qui fournissent un nombre de degrés de liberté raisonnable pour juger de la fiabilité des paramètres. Les mesures d'*inefficience* sont obtenues avec et sans spécification de lois de distribution particulières. Dans le premier cas, la frontière stochastique est estimée par le maximum de vraisemblance avec un profil d'*inefficience* suivant une loi semi-normale ou une normale tronquée en un point non défini *a priori*. Dans le second cas, on adopte la technique des moindres carrés ordinaires ou des moindres carrés généralisés (MCG) selon que les effets sont certains ou aléatoires.

Comme indiqué plus haut, les *frontières non paramétriques* facilitent la prise en compte du caractère multiproduits des firmes. La perspective d'un élargissement analytique de l'output est donc intéressante, y compris pour un bien relativement homogène tel que l'électricité. En Afrique, comme ailleurs, les responsables politiques ont le souci de promouvoir un service créateur de cohésion sociale et de capacité de fonctionnement des individus (cf. Dasgupta, 1989). En présence d'une combinaison de missions économiques et sociales, la privatisation d'un monopole faiblement réglementé fait naître de légitimes inquiétudes. La société ivoirienne d'électricité a de quoi instruire le jugement sur les effets que peut induire un tel changement institutionnel.

2. Une méthode de calcul alternative à DEA est également couramment utilisée. Il s'agit de la technique FDH (*Free Disposal Hull*) qui enveloppe l'ensemble des observations en relâchant l'hypothèse de convexité. Les propriétés comparées de ces méthodes conduisent à un nombre d'observations efficaces plus important avec FDH qu'avec DEA (cf. Tulkens et Vanden Eeckaut, 1995).

3. Intuitivement, on conçoit que les risques potentiels en question sont d'une portée redoutable lorsque la frontière est à rendements constants.

3. ANALYSES EMPIRIQUES

3.1 *Le panel et les frontières paramétriques*

Le panel est constitué des données statistiques de 12 réseaux africains en situation de monopole institutionnel. Il serre au plus près les programmes de réforme entrepris pour améliorer l'efficacité productive des firmes avec une dernière année d'observation résultant soit de l'information obtenue des sociétés elles mêmes, soit d'une base de données non réactualisée de la Banque mondiale (*cf.* Heidarian et Wu, 1994). La Côte d'Ivoire figure deux fois dans le panel pour deux périodes distinctes. Ce faisant, on considère que EECI et CIE sont bien deux sociétés différentes, chacune d'elles ayant respectivement cherché l'élévation de son efficience technique dans un cadre de gestion publique (EECI) et privée (CIE).

La frontière de production stochastique est définie de la manière suivante :

$$Q_{it} = F(X_{it}, \beta) e^{v_{it}-u_{it}}$$

et $\varepsilon_{it} = V_{it} - U_{it}$

$$\text{avec } U_{it} \sim N(\mu, \sigma_u^2) \quad \text{et} \quad \begin{cases} \mu = 0 : \text{semi-normale} \\ \text{ou} \\ \mu \neq 0 : \text{normale tronquée} \end{cases}$$

$$V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2).$$

Sur la base de la méthode proposée par Battese et Coelli (1992), les efficience techniques sont déduites de la relation ci-dessous où l'on admet que ce terme (U_{it}) est susceptible de varier dans le temps en raison de la longueur de la période considérée et des réformes organisationnelles à l'œuvre.

$$TE_{it} = \frac{f(X_{it}, \beta) e^{v_{it}-u_{it}}}{f(X_{it}, \beta) e^{v_{it}}} = e^{-u_{it}}$$

et $U_{it} = \{\exp[-\eta(t-T)]\} U_i; i = 1, \dots, 13; t = 1, \dots, 7.$

Les résultats sont consignés dans le tableau 1 avec une utilisation des estimateurs *within*, des moindres carrés généralisés (MCG) et du maximum de vraisemblance (MV). Les estimations obtenues par ces différentes méthodes mettent en évidence des valeurs de paramètres assez voisines. L'application du test de Hausman (1978) aux fins d'une comparaison des modèles à effets fixes et aléatoires accepte, à 90 % de confiance, l'hypothèse d'une non-corrélation des efficience (U_{it}) avec les régresseurs. *A priori*, l'estimation par la méthode MCG ou MV ne pose donc pas de problème de convergence. Par une extension raisonnable de ce résultat, on privilégiera désormais l'étude des efficience techniques obtenues de l'estimation par le maximum de vraisemblance (MV) du modèle à erreur composée. Le passage à cet estimateur permet d'estimer les paramètres μ et η . Par suite, la modélisation donne une représentation plus informative du comportement des firmes dans la période (*cf.* III, IV, V, tableau 1).

TABLEAU 1
PARAMÈTRES ESTIMÉS DES FRONTIÈRES DE PRODUCTION RELATIVES AUX 12 RÉSEAUX AFRICAINS
(NOMBRE D'OBSERVATIONS = 91)

Numéro du modèle	Estimateurs	Constante	Travail	Capital	Progrès technique	σ^2	γ	μ	η	Log de vraisemblance
(I)	Within		0,816 (2,16)**	0,380 (2,10)**	0,030 (6,14)***					$R^2 = 0,980$
(II)	MCG	-1,975 (-3,31)***	0,890 (7,79)***	0,323 (4,19)***	0,021 (4,77)***	0,084				$R^2 = 0,966$
(III)	MV $\mu = 0$ $\eta \neq 0$	-0,731 (-3,66)***	0,881 (4,21)***	0,245 (2,53)***	0,016 (1,55)	0,58 (1,04)	0,989 (8,92)***	0,00	0,012 (0,90)	70,4
(IV)	MV $\mu \neq 0$ $\eta \neq 0$	-1,50 (-2,00)**	0,891 (6,67)	0,352 (3,95)***	0,008 (0,69)	0,075 (4,62)***	0,916 (4,82)***	0,525 (4,03)***	0,021 (1,28)	72,1
(V)	MV $\mu \neq 0$ $\eta = 0$	-1,69 (-1,77)*	0,934 (6,60)***	0,315 (3,50)***	0,021 (4,25)***	0,092 (1,70)*	0,929 (1,92)*	0,560 (3,14)***	0,00	71,3

NOTES : Le t de Student des paramètres figure sous les coefficients avec les seuils de significativité suivants : (***) 99 %, (**) 95 % et (*) 90 %.

σ^2 : variance du terme résiduel; γ : pourcentage de variance du terme d'erreur expliqué par l'efficacité technique; μ : valeur moyenne des U_{it} avec la loi de distribution normale tronquée en zéro ou semi-normale; η : paramètre destiné à tester la variation des U_{it} dans le temps.

SOURCE : Données d'entreprises.

Par un test de ratio de vraisemblance, les équations mentionnées ci-dessus vérifient la supériorité du modèle de frontière stochastique, contre l'hypothèse alternative d'une fonction de production moyenne qui impliquerait que le paramètre $\gamma \equiv \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ tende vers zéro. Statistiquement très significatif, ce paramètre suggère que l'*inefficience* technique est dominante dans la variance du terme d'erreur composée (ε_{it}). Avec Coelli, Prasada Rao et Battese (1998), on observera toutefois que le γ estimé ne reflète pas précisément la part relative de l'*inefficience* technique en raison de l'hypothèse de distribution des u_{it} . Les modèles (III, IV, V) ne se distinguent que par les caractéristiques de distribution de ce terme, selon d'abord que l'on retient la loi semi-normale ($\mu = 0$) ou normale tronquée en zéro avec une moyenne non préfixée pour les U_{it} ($\mu \neq 0$), selon ensuite que le terme d'efficacité varie ($\eta \neq 0$) ou non dans le temps ($\eta = 0$). Le relâchement de la restriction sur η n'amende pas le pouvoir explicatif du modèle. En moyenne, l'hypothèse d'une invariance des efficacités techniques n'est donc pas rejetée, qui donne une expression des limites des réformes engagées par les sociétés. La mise en œuvre du test de ratio de vraisemblance conduit, par ailleurs, à accepter la supériorité du modèle IV sur le modèle III au seuil de 90 % de confiance⁴.

Quelle que soit l'équation considérée, les coefficients estimés suggèrent que les firmes produisent avec des rendements d'échelle faiblement croissants. Sur la base d'un t de Student, l'hypothèse est vérifiée au seuil de 90 % de confiance⁵. Les efficacités dérivées du modèle V sont reportées pour leur valeur moyenne et pour chacune des périodes considérées dans le tableau 2 (*cf. EFI*). Les principales caractéristiques de la distribution sont données dans le tableau 3. À l'évidence, on observe que l'ONE (Maroc) domine les autres firmes tandis que la SONABEL (Burkina) ferme la marche. La privatisation de la société ivoirienne se traduit par une élévation très significative de l'efficacité technique alors même que l'environnement extérieur à la firme n'a pas changé et que l'action du progrès technique, environ 1 % par an, est prise en compte au niveau de la technologie de production. En moyenne, la performance productive de la CIE (1990-1996) est supérieure de 34,5 % à celle que l'on pouvait observer avec EECI (1983-1989), l'ancienne structure juridique.

4. Cette hypothèse est en accord avec l'idée qu'en moyenne, le taux d'efficacité des firmes peut être sensiblement amélioré, d'où les programmes d'assainissement en cours.

5. Le test est formé comme suit :

$$t = (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2} \quad \text{avec} \quad \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2}^2 = \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}^2 + \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2}^2 + 2 \text{cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2).$$

TABLEAU 2

EFFICIENCES TECHNIQUES MOYENNES DES SOCIÉTÉS AFRICAINES
MODÈLE DE RÉFÉRENCE (V), TABLEAU 1

Pays	Firmes	Périodes	Efficacités techniques		Classement des firmes	
			<i>EFI</i>	<i>EFIC</i>	<i>EFI</i>	<i>EFIC</i>
Burkina	SONABEL	(1987-1993)	40,7	40	13	13
Cameroun	SONEL	(1986-1992)	70,0	66,2	3	4
Centrafrique	ENERCA	(1987-1993)	44,6	40,4	11	11
Côte d'Ivoire	EECI	(1983-1989)	55,4	56,5	8	7
Côte d'Ivoire	CIE	(1990-1996)	74,5	79,0	2	2
Congo	SNE	(1987-1993)	66,6	41,3	4	10
Égypte	EGPC	(1986-1992)	60,0	62,3	5	5
Île Maurice	CEB	(1985-1991)	42,2	40,3	12	12
Maroc	ONE	(1986-1992)	94,5	98,1	1	1
Niger	NIGELEC	(1985-1991)	47,6	53,6	10	8
Sénégal	SENELEC	(1988-1994)	57,9	59,7	6	6
Togo	CEET	(1985-1991)	54,1	50,0	9	9
Tunisie	STEG	(1986-1992)	56,4	67,4	7	3

TABLEAU 3

EFFICIENCES TECHNIQUES MOYENNES : STATISTIQUES DESCRIPTIVES

	Moyenne	Écart type	Coefficient de dispersion	Médiane	Min	Max
<i>EFI</i>	58,8	14,9	25 %	56,4	40,7	94,5
<i>EFIC</i>	58,0	17,1	29,5%	56,5	40,0	98,1

SOURCE : *EFI* : à partir du modèle (V), tableau 1; *EFIC* : à partir d'une normalisation sur la base des facteurs d'ajustement que propose l'équation Tobit (*THERM*, log (*ABKM*), log (*PNBT*)).

Nos commentaires ont jusqu'ici méconnu l'impact des facteurs d'environnement sur les performances productives (Z_{it}). Or, le profil des efficacités peut avoir été influencé par des variables échappant, tout au moins à court terme, à la responsabilité de gestion du manager. Plusieurs de ces facteurs (Z_{it}) ont été testés sur EFI, qui amènent à nuancer l'évaluation précédente. Trois d'entre eux ont révélé un impact statistiquement significatif aux seuils de confiance conventionnels. Le pourcentage de production thermique (*THERM*) est du nombre de ces facteurs. Il reflète une contrainte technologique qui ne peut se desserrer que lentement. La production résultant de l'activité des barrages est sensible aux précipitations; mais on peut supposer que ce phénomène a déjà été capté par le terme aléatoire normalement distribué (V_{it}). En revanche, aucun ajustement n'a été opéré pour tenir compte du fait qu'une technologie plus intensive en travail se prête inévitablement à plus de difficultés dans la gestion de l'effort des agents. Le niveau de produit *per capita* (*PNBT*) traduit la qualité du capital humain et la capacité de la supervision. Ces deux effets jouent positivement sur le niveau d'efficacité technique. Il en va de même de la densité du réseau appréciée par le nombre d'abonnés par kilomètre de ligne (*ABKM*). Ce dernier régresseur permet de capter la perte d'efficacité technique occasionnée par l'extension du service à des populations à la fois plus dispersées sur le territoire et à plus faible niveau de consommation.

L'action de ces variables (Z_{it}) a été testée en adoptant l'approche en deux étapes. Elle consiste à régresser les efficacités obtenues de la frontière stochastique de production sur le vecteur de ces variables explicatives. La démarche repose sur l'hypothèse économétrique restrictive que ces variables sont non corrélées aux inputs de la fonction de production. D'où l'initiative de certains auteurs, notamment Kumbhakar *et al.* (1991), mais aussi Reifschneider et Stevenson (1991) et plus récemment Battese et Coelli (1995), de procéder en une seule étape à l'estimation conjointe de tous les paramètres de la frontière stochastique. Cette démarche est elle-même non dépourvue d'ambiguïté. Dans ce cas, en effet, tous les paramètres sont estimés simultanément de sorte que ceux de la technologie de production sont désormais sensibles à une omission de variables relatives aux facteurs explicatifs des *inefficiences*. Or, cette omission est une hypothèse réaliste. Il est en effet difficile, notamment pour des raisons de disponibilité des statistiques, de contrôler efficacement pour l'ensemble des facteurs exogènes à la gestion interne des organisations (*cf.* Chaffai, 1997). En réalité, aucune des deux méthodes n'emporte pleinement l'adhésion de l'économétricien. La première tend à être plus utilisée, mais la seconde conserve de l'intérêt et fait encore l'objet de fréquentes applications (*cf.* Pestieau et Perelman, 1994). En cas d'erreur de spécification dans la deuxième étape, le biais affecte les coefficients estimés, ce qui est en soi une invitation à commenter davantage le signe et la significativité que la valeur des coefficients, mais non les coefficients de la frontière de production.

L'équation ci-dessous a été estimée par le modèle Tobit de manière à considérer le caractère tronqué de la variable endogène constituée du logarithme des efficacités techniques (brutes) dérivées du modèle (V). Les trois variables précitées

sont statistiquement significatives. Le modèle explique environ un tiers de la variance des observations. À l'évidence, l'activité de gestion semble ainsi conserver une part de responsabilité notable dans l'explication de la performance productive.

MODÈLE TOBIT

$$\text{Log}(EFI) = 2,04 + 0,0834 \log(ABKM) - 0,0021 THERM + 0,236 \log(PNBT)$$

(4,53)*** (3,30)*** (-2,56)** (3,43)***

$$\text{Log de vraisemblance} = -26,7 \quad n = 91.$$

Le calcul des efficiences techniques corrigées (*EFIC*) est établi à partir de cette relation. θ_{it} , le résidu d'estimation, tient lieu de mesure déterministe de ces efficiences, avec une normalisation effectuée comme suit :

$$(EFIC)_{it} = \exp(\tilde{\theta}_{it}) * 100$$

$$\text{où } \tilde{\theta}_{it} = [\theta_{it} - \max_{it}(\theta_{it})].$$

Après correction de l'impact des facteurs exogènes, le classement des firmes, en fonction de leur performance moyenne, n'est que faiblement modifié. Il y a toutefois les exceptions congolaise et tunisienne. Une dégradation sensible du score d'efficacité de la SNE (Congo) est mise en évidence dans le premier cas; quant à la remontée de la société tunisienne de la septième à la troisième place, elle est consécutive à la prise en compte de l'origine thermique de l'électricité produite et de la couverture géographique du réseau qui atteste le niveau de développement du pays. Les facteurs de correction favorisent par ailleurs la CIE ivoirienne, dont l'avantage productif sur la précédente société publique (EECI) avoisine désormais 40 % contre 34,5 % en l'absence d'ajustement.

L'étude des déterminants des efficiences « paramétriques » vient d'illustrer la sensibilité des performances au nombre d'abonnés par kilomètre de ligne. Dans une certaine mesure, la progression des abonnés traduit le degré d'attention portée à la dimension sociale de l'output. L'extension du réseau se fait, en effet, sur des zones à faible densité de population de sorte que pour des prix inchangés et homogènes en tout point du territoire, le coût de production et de distribution de l'électricité tend à excéder le chiffre d'affaires induit par les nouveaux segments de clientèle.

3.2 La société ivoirienne et les frontières non paramétriques

L'incidence précitée vient rappeler que les sociétés d'électricité remplissent des missions sociales qui s'ajoutent à leurs fonctions économiques. Leur production est de ce fait tronquée lorsqu'on la réduit à un nombre de kWh dont le niveau

serait fixé en fonction d'un objectif de maximisation de profit. La présence d'un output composite complique l'estimation de frontières paramétriques, *a fortiori* lorsqu'avec ou sans distorsions, le système des prix n'est pas disponible pour établir la moyenne pondérée de cet output. La technique DEA a cet avantage, rappelé plus haut, qu'elle dispense d'une référence explicite aux prix tout en mettant en relation des inputs avec un output composite. Pour l'utilisation de cette technique, l'attention se reporte exclusivement sur le cas de l'entreprise ivoirienne en raison de l'importance du changement qui s'y est opéré à travers la privatisation. Dans l'ensemble régional subsaharien, cette expérience a longtemps été unique. Ce n'est qu'en toute fin de décennie écoulée que des réseaux, encore peu nombreux à ce jour, en sont venus à une initiative comparable. En l'absence d'une institution de réglementation très structurée, il est légitime de s'interroger sur certaines conséquences du passage à une gestion privée. Dans quelle mesure la démarche a-t-elle influencé non seulement le niveau d'efficience technique de l'organisation, mais également la composition de son output?

La privatisation s'y est faite sous la forme d'un contrat de concession. Pour l'utilisation de l'infrastructure, l'opérateur privé acquitte un loyer à l'État qui conserve la décision d'investissement. Bien que le risque d'exploitation soit désormais privatisé, le concessionnaire et le concédant sont convenus d'un réajustement du prix administré pour le cas où la société souffrirait de l'action de facteurs exogènes à la gestion de la firme. La forme et l'exécution du contrat facilitent l'interprétation des variations de l'efficacité productive. La technologie de production est en effet fixée et le stock de capital ne change que marginalement en fonction des investissements annuels. Le cadre national permet de contrôler automatiquement pour l'action des facteurs exogènes invariants dans le temps. La performance reste cependant sensible à des changements non contrôlés de l'environnement macroéconomique interne, et notamment les fluctuations de la demande locale.

TABLEAU 4

INDICATEURS DE L'ACTIVITÉ IVOIRIENNE

En variation moyenne (%)	1984-1989	1989-1995
A - Production de kWh	5,1	1,3
B - PIB	0,6	-0,5
C - Industrie	6,2	-2,4

SOURCE : À partir des données de l'entreprise (A) et de la Direction de la Prévision ivoirienne (B, C).

Le tableau 4 ci-dessus indique toutefois que dans la première moitié des années quatre-vingt-dix, la croissance défavorable du PIB, a plutôt desservi les conséquences attendues du changement institutionnel. Sous réserve que d'autres

de ces facteurs n'ont pas été déterminants dans la période, la performance serait donc imputable à la qualité de la gestion, aux efforts entrepris pour repositionner la firme sur une trajectoire de minimisation des coûts. Cette hypothèse de réduction de l'*inefficience-X* est somme toute crédible. La CIE a mis en place une nouvelle forme d'organisation qui passe par un allègement des rapports hiérarchiques, une décentralisation des responsabilités et un renforcement des incitations intra-organisationnelles par une meilleure mobilisation du collectif (cf. Plane, 1999).

La frontière est non statistique, déterminée par un programme linéaire sous des hypothèses relatives à la convexité et à la monotonie de l'ensemble des possibilités de production, mais également aux rendements d'échelle que l'on supposera constants en longue période (cf. Charnes et Cooper et Rhodes, 1978)⁶. Soit une fonction de distance dérivée du concept de Shephard (1953) qui décrit une technologie de production multi-inputs, multi-outputs sans spécification d'un objectif comportemental. $d_0(X, Q)$ prend une valeur inférieure ou égale à 1 pour le cas où Q est un élément de la frontière des possibilités de production :

$$d_0(X, Q) = \min \{ \delta : (Q/\delta) \in P(X) \}.$$

Q et X sont respectivement les vecteurs d'outputs et d'inputs tandis que $P(X)$ est le domaine de production. δ est un paramètre à minimiser pour que l'output dégonflé par ce terme appartienne au domaine de production. L'indice (0) signifie que la fonction de distance est orientée en output. En d'autres termes, au lieu de réduire la quantité de facteurs mobilisés pour réaliser une production donnée, l'entreprise fait effort de positionner son output sur la frontière de ses possibilités de production. Cette hypothèse permet de prendre en compte les restrictions sur l'ajustement des facteurs, que ce soit en raison des difficultés à mettre en œuvre des procédures de licenciement dans un contexte fortement syndicalisé ou du caractère irréversible des investissements effectués.

Dans sa forme la plus générale où des firmes (i) sont considérées avec une technologie (t), le programme mathématique suivant permet l'estimation de la fonction de distance ci-dessous, où \emptyset indique quelle pourrait être l'augmentation proportionnelle de l'output de la firme (i) avec des quantités de facteurs restées constantes.

$$[d'_0(Q_i, x_i)]^{-1} = \max_{\emptyset, \lambda} \emptyset,$$

$$\text{st } -\emptyset Q_{it} + Q_i \lambda \geq 0,$$

$$x_{it} - X_i \lambda \geq 0,$$

$$\lambda \geq 0.$$

6. Dans un article publié dans *World Development*, Plane (1999) a montré, sur la base d'une frontière paramétrique estimée durant la période (1959-1995), que la société ivoirienne ne rejette pas l'hypothèse de rendements d'échelle constants.

Sur des séries longues, comme c'est le cas pour la société ivoirienne, l'hypothèse d'invariance du progrès technique peut paraître restrictive. Elle est pourtant posée à travers le modèle DEA tel que spécifié ci-dessus. Le cas de figure le plus vraisemblable est celui où la relation entre les outputs et les inputs est gouvernée par l'action conjointe du progrès technique et de l'efficacité technique. Un indice de Malmquist, non paramétrique (PTF_M^0), calculé par replication de programmes DEA sous différentes hypothèses d'estimation, permet de mesurer le mouvement de la productivité totale des facteurs et les variations qui y concourent (cf. Coelli, 1996) :

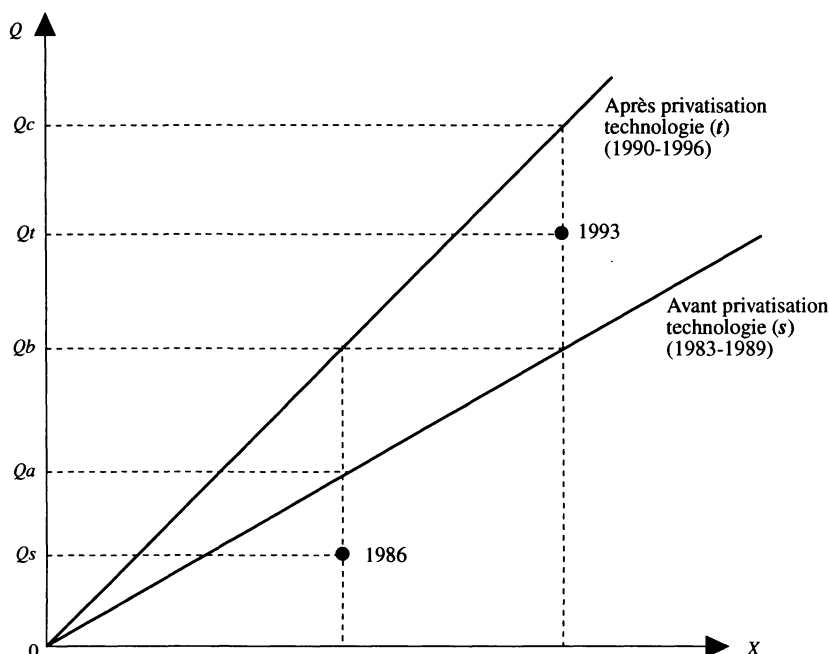
$$PTF_M^0 = \frac{d_0^t(Q_t, x_t)}{d_0^s(Q_s, x_s)} \left[\frac{d_0^s(Q_t, x_t)}{d_0^t(Q_t, x_t)} \times \frac{d_0^s(Q_s, x_s)}{d_0^t(Q_s, x_s)} \right]^{1/2}.$$

Pour cette évaluation, les données de la firme ivoirienne sont considérées en longue période (1962-1996). Le logiciel utilisé nécessitant la double dimension d'un panel, celui-ci est reconstitué par un artifice (Coelli, 1996). Les observations de type longitudinal sont décomposées en cinq sous-périodes. Chacune d'elles réunit sept années assimilées à sept firmes distinctes, soit un total de 35 points (7×5). Par rapprochement des deux dernières sous-périodes, on mesure les conséquences de la privatisation sur la PTF .

Le graphique 1 ci-dessous illustre l'effet attendu du changement institutionnel avec des résultats effectifs fournis dans le tableau 5. Par commodité, un seul output et un seul input sont représentés avec une technologie à rendements d'échelle constants. Sur le graphique, les deux points d'observation considérés (1986, 1993) correspondent à une année d'avant et d'après privatisation. Les variations de la PTF résultent du rapport des écarts relatifs aux frontières (effet d'efficacité technique), mais également, du déplacement de la frontière sous l'action du progrès technique.

GRAPHIQUE 1

PRODUCTIVITÉ TOTALE DES FACTEURS ET INDICE NON PARAMÉTRIQUE
DE MALMQUIST : APPLICATION À LA SOCIÉTÉ IVOIRIENNE



$$PTF = \underbrace{\frac{Q_t/Q_c}{Q_s/Q_a}}_{\text{gains d'efficacité technique}} \times \underbrace{\left[\frac{Q_t/Q_b}{Q_t/Q_c} \times \frac{Q_s/Q_a}{Q_s/Q_b} \right]}_{\text{gains de progrès technique}}^{\frac{1}{2}}$$

Le tableau 5 propose deux mesures types de la *PTF* et de ses déterminants selon les outputs et les inputs considérés. Si les kWh constituent le seul output retenu, alors la période après la privatisation (1990-1996) a été bénéfique. Elle s'est traduite par une amélioration de la *PTF* (9,5 %), laquelle a été largement gouvernée par les gains d'efficacité technique. L'hypothèse n'est donc pas rejetée que le système d'information et d'incitation de l'organisation privée serait plus performant que celui de la *firme politique*, pour reprendre l'expression de De Alessi (1980). La prise en compte de la dimension sociale de l'activité à travers un output où l'on combine simultanément le nombre total d'abonnés et les kWh produits modifie l'appréciation portée. Désormais, la productivité globale des

facteurs s'érode avec un mouvement négatif de l'efficacité technique qui demeure le facteur dominant de cette évolution. On note toutefois que le rythme de dégradation a sensiblement ralenti par rapport à ce qui était observé dans la période 1983-1989 en référence aux années 1976-1982. Il est donc établi que, face à de graves déséquilibres financiers, l'entreprise publique n'échappait pas elle-même à une profonde remise en cause des missions sociales, notamment l'extension des abonnés via le processus d'électrification rurale. Avec la privatisation, le retour à un meilleur équilibre d'exploitation, devrait permettre une reprise de l'accès à un « service public universel », mais sur les bases d'un développement plus en rapport avec les considérations de solvabilité de la demande.

TABLEAU 5

PERFORMANCE PRODUCTIVE DE LA SOCIÉTÉ IVOIRIENNE : UNE MESURE PAR LES INDICES DE MALMQUIST NON PARAMÉTRIQUES (1983/1996)
(VARIATIONS MOYENNES)

Technologie de production	Productivité globale des facteurs		Efficience technique		Progrès technique		Variables	Statistiques descriptives		
	1983/1989	1990/1996	1983/1989	1990/1996	1983/1989	1990/1996		1983/1989	1990/1996	1994/1996
Output Q1	-1,2	9,5	-3	7,5	1,9	1,9	Q1 : Production (GWh)	2109	2 430	2 630
Inputs X1, X2							Q2 : Abonnés (milliers)	365	446	484
Outputs Q1, Q2	-22,4	-1,4	-18,0	-3,6	3,4	2,2	X1 : Personnel	3769	3 157	3 133
Inputs X1, X2							X2 : Puissance installée	924	969	1 019

SOURCE : À partir des données de l'entreprise, rapport d'activité.

CONCLUSION

L'amélioration du fonctionnement des services publics africains passe assurément par une élévation de leur efficacité productive. Sur les 12 réseaux d'électricité dont on a traité dans cet article, on a pu voir qu'en la matière, l'évolution des performances n'avait pas témoigné d'un succès notable. En d'autres termes, quel que soit l'estimateur considéré, l'économétrie des données de panel a rejeté l'hypothèse d'une élévation significative du profil temporel de l'efficacité technique. Le caractère décevant de ces résultats donne prise à l'argument de ceux qui voient dans les monopoles publics des organisations difficilement réformables, toujours enclines à se soustraire à une contrainte budgétaire plus dure. D'où l'idée d'accompagner l'assainissement par des changements d'ordre institutionnel.

L'option de la privatisation a été retenue pour la société d'électricité ivoirienne sous la forme d'un contrat de concession. Quelques implications de ces changements sont d'ores et déjà observables. Par les frontières paramétriques, il a été montré que la démarche avait été à l'origine d'un gain d'efficacité appréciable. Cette conclusion mériterait cependant d'être réexaminée à la lumière des années les plus récentes où les possibilités d'endettement des entreprises publiques et de financement des États se sont resserrées de manière sensible alors même que le statut juridique des firmes n'avait toujours pas changé.

Le calcul d'indices de Malmquist et de leurs éléments de décomposition en effets d'efficacité technique et de progrès technique a conduit à nuancer la portée de ce résultat. Sur la base d'un output multiple et d'une frontière non paramétrique où la production de kWh et le nombre d'abonnés sont considérés conjointement, on aura observé que la productivité globale s'est dégradée sous l'effet dominant de l'efficacité technique. Dans son ampleur, cette dégradation a toutefois été beaucoup moins marquée que dans les années antérieures au changement institutionnel. Il est un fait qu'en conséquence de ses déséquilibres financiers, la gestion publique avait eu tendance à s'exonérer des obligations d'avancement dans la couverture géographique du service public. Par son aptitude à rétablir un équilibre financier durable, l'entreprise privée pourrait s'avérer mieux à même de parvenir à ce résultat pour peu que son cahier des charges l'y contraigne efficacement. C'est ici le moment de rappeler que l'article n'a pas abordé la question de l'organisation adéquate de l'offre. Une évaluation mieux aboutie des options institutionnelles devrait reprendre l'examen des réglementations en vigueur et analyser l'intérêt économique que pourrait présenter une déréglementation avec ouverture de la production aux concurrents sur la base d'une infrastructure de distribution commune.

ANNEXE

PRINCIPALES DONNÉES SUR LES RÉSEAUX AFRICAINS

Pays	Firmes	Production 1990 (GWh)	Personnel 1990	Abonnés 1990	PNB (dollars) <i>per capita</i> 1990
Burkina	SONABEL	185	1 204	62 104	330
Cameroun	SONEL	2 707	3 743	339 024	960
Centrafrique	ENERCA	100	509	7 863	390
Côte d'Ivoire	EECI	2 353*	3 722*	408 609*	750
Côte d'Ivoire	CIE	2 316	3 195	415 372	750
Congo	SNE	507	1 500	72 987	1 010
Égypte	EGPC	41 649	37 800	10 474 000	600
Île Maurice	CEB	667	1 800	21 900	2 250
Maroc	ONE	8 618	9 328	769 212	950
Niger	NIGEELEC	276	1 208	42 189	310
Sénégal	SENELEC	902	2 348	217 042	710
Togo	CEET	345	1 060	51 911	410
Tunisie	STEG	5 536	8 664	1 362 913	1 440

NOTE : * = 1989.

SOURCE : Données fournies par les entreprises ou dans le Rapport de Heidarian et Wu (1994); PNB *per capita* : Banque mondiale, Rapport sur le développement dans le monde, Washington, 1992.

BIBLIOGRAPHIE

- BANQUE MONDIALE (1993), *L'ajustement en Afrique, réformes, résultats et chemin à parcourir*, Banque mondiale, Washington, 327 p.
- BANQUE MONDIALE (1995), *Bureaucrats in Business, the Economics and Politics of Government Ownership*, Washington, Oxford University Press, 346 p.
- BATTESE, G.E. et T.J. COELLI (1992), « Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India », *Journal of Productivity Analysis*, 3.
- BATTESE, G.E. et T.J. COELLI (1995), « A Model for Technical Efficiency in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data », *Empirical Economics*, 20.
- BAUER, P.W. (1990), « Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers », *Journal of Econometrics*, 46 (1-2).
- BÖS, D. et W. PETERS (1991), « A Principal-Agent Approach on Manager Effort and Control in Privatized and Public Firms », in A.F. OTT et K. HARTLEY, *Privatization and Economic Efficiency*, Edward Elgar.
- BOYCKO, A., A. SHLEIFER et R. VISHNY (1996), « A Theory of Privatization », *Economic Journal*, 106 : 309-319.
- CALLAGHY, T.M. (1990), « Lost Between State and Market: The Politics of Economic Adjustment in Ghana, Zambia and Nigeria », in J. NELSON (éd.) *Economic Crisis and Policy Choice*, Princeton, Princeton University Press.
- CHAFFAI, M.E. (1997), « Estimation de frontières d'efficience : un survol des développements récents de la littérature », *Revue d'Économie du développement*, 3 : 33-67.
- CHARNES, A, W.W. COOPER et E. RHODES (1978), « Measuring the Efficiency of Decision Making Units », *European Journal of Operational Research*, 2 : 429-444.
- COELLI, T.J. (1996), « A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis Computer Program », CEPA Working Paper, 96/08, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
- COELLI, T.J., D.S. PRASADA RAO et G.E. BATTESE (1998), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- DASGUPTA, P. (1989), « Positive Freedom, Markets and the Welfare State », in D. HELM (éd.), *The Economic Borders of the State*, Oxford University Press.
- DE ALESSI, L. (1980), « The Economics of Property Rights: A Review of the Evidence », *Research in Law and Economics*, 2 : 1-47.
- FÄRE, R, S. GROSSKOPF, M. NORRIS et Z. ZHANG (1994), « Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Changes in Industrialized Countries », *American Economic Review*, 84 : 66-83.
- GROSSMAN, S et O. HART (1986), « The Costs and Benefits of Ownerships: A Theory of Lateral and Vertical Integration », *Journal of Political Economy*, 94 : 691-719.

- HAUSMAN, J.A. (1978), « Specification Test in Econometrics », *Econometrica*, 46.
- HEIDARIAN, J. et G. WU (1994), *Power Sector Statistics for Developing Countries, 1987-1991*, The World Bank, Industry and Energy Department, Washington, 360 p.
- HOLMSTRÖM, B. et P. MILGROM (1990), « Regulating Trade Among Agents », *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 146 : 85-105.
- KERF, M. et W. SMITH (1996), « Privatizing Africa's Infrastructure, Promise and Challenge », World Bank Technical Paper, n° 337.
- KUMBHAKAR, S.C., S. GHOSH et J.T. MCGUCKIN (1991), « A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in US Dairy Farms », *Journal of Business and Economic Statistics*, 9 : 287-296.
- LAFAY, J.D. (1993), « Les apports de la théorie des choix publics à l'analyse des problèmes de développement », *Revue d'Économie du Développement*, 3 : 103-123.
- LAFFONT, J.J. (1996), « Privatisation et incitations », *Revue économique*, 47(6) : 1 239-1 251.
- LAFFONT, J.J. et M. MELEU (1998), « A Positive Theory of Privatization for Sub-Saharan Africa », Working Paper, Toulouse, IDEI and ARQADE, mars.
- LAFFONT, J.J. et J. TIROLE (1991), « Privatization and Incentives », *Journal of Law, Economics, and Organization*, 7 : 84-104.
- LAFFONT, J.J. et J. TIROLE (1993), *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, 705 p.
- LEIBENSTEIN, H. (1966), « Allocative Efficiency Versus X-Efficiency », *American Economic Review*, 56 : 392-415.
- LEIBENSTEIN, H. (1989), « Organizational Economics and Institutions as Missing Elements in Economic Development Analysis », *World Development*, 17(9) : 1 361-1 374.
- MALMQUIST, S. (1953), « Index Numbers and Indifferences Surfaces », *Trabajos de Estadística*, 4 : 209-242.
- MYRDAL, G. (1969), « L'État mou en pays sous-développé », *Revue Tiers Monde*, février-mars : 5-24.
- PERELMAN, S. et P. PESTIEAU (1994), « A Comparative Performance Study of Postal Services: A Productive Efficiency Approach », *Annales d'économie et de statistiques*, 33 : 187-202.
- PLANE, P. (1999), « Privatization, Technical Efficiency and Welfare Consequences: The Case of the Côte d'Ivoire Electricity Company (CIE) », *World Development*, 27 (2).
- REFSCHNEIDER, D. et R. STEVENSON (1991), « Systematic Departure from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency », *International Economic Review*, 32 : 715-723.
- SAPPINGTON, D. et J. STIGLITZ (1987), « Privatization, Information and Incentives », *Journal of Policy Analysis and Management*, 6 : 567-582.

- SCHMIDT, K. (1996), « The Cost and Benefits of Privatization: An Incomplete Contracts Approach », *The Journal of Law, Economics and Organization*, 12 : 1-24.
- SCHMIDT, P. et R.C. SICKLES (1984), « Production Frontiers and Panel Data », *Journal of Business and Economic Statistics*, 2 (4).
- SHAPIRO, C. et R.D. WILLIG (1990) « Economic Rationale for the Scope of Privatization », in SULEIMAN, E., J. WATERBURY (éds), *The Political Economy of Public Sector Reform and Privatization*, London.
- SHEPHARD, R.W. (1953), *Cost and Production Functions*, Princeton, N.J., Princeton University Press.
- SHLEIFER, A. et R. VISHNY (1994), « Politicians and Firms », *Quarterly Journal of Economics*, 109 : 995-1025.
- TIROLE, J. (1994), « The Internal Organization of Government », *Oxford Economic Papers*, 46(1) : 1-30.
- TULKENS, H. et P. VANDEN EECKAUT (1995), « Non Parametric Efficiency, Progress and Regress Measures for Panel Data: Methodological Aspects », *European Journal of Operational Research*, 80 : 474-499.
- WILLIG, R.D. (1994), « Public versus Regulated Private Enterprise », *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*, 155-170.